

**LES AVANTAGES ÉCONOMIQUES AU SENS LARGE DES INVESTISSEMENTS
DANS LES INFRASTRUCTURES DE TRANSPORT**

**Jeffrey P. COHEN, Ph.D.
Barney School of Business
University of Hartford
West Hartford, CT
États-Unis**

SOMMAIRE

1. INTRODUCTION	80
2. JUSTIFICATION.....	80
3. CONTEXTE GÉNÉRAL.....	83
4. L'ÉCONOMÉTRIE SPATIALE	85
4.1. L'autocorrélation spatiale	85
4.2. Le décalage spatial.....	89
5. APPLICATIONS.....	90
6. CONCLUSION ET TRAVAUX FUTURS	95
RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....	98

West Hartford, août 2007

RÉSUMÉ

Le présent document commence par justifier la nécessité de prendre en compte « les effets économiques au sens large » lorsqu'on procède à une appréciation des infrastructures de transport, et se poursuit par une analyse des diverses techniques permettant de le faire. Il examine principalement les études réalisées sous l'angle de la fonction de coût qui incorporent les effets de débordement positifs (*spillover*) du capital d'infrastructures publiques et présente des applications sur les stocks d'infrastructures routières, aéroportuaires et portuaires. Il évalue les différences substantielles entre les approches privilégiant les impacts « au sens étroit » ou « au sens large », et analyse la façon dont l'application des outils de l'économie spatiale a facilité l'estimation de modèles qui rendent compte des avantages économiques au sens large.

1. INTRODUCTION

De nombreuses études essaient de quantifier les effets des infrastructures publiques sur l'économie des États-Unis depuis les années 80. Ces études débouchent sur des conclusions très diverses faisant état d'effets largement positifs, peu positifs, ou négatifs. Les recherches récentes sur les impacts du capital d'infrastructures publiques ont commencé à intégrer des évaluations des effets positifs et négatifs des débordements au-delà des frontières géographiques. Cette révolution de la discipline survient approximativement dans le même temps que l'affirmation de l'économétrie spatiale, qui a facilité le développement de cette branche de la littérature consacrée aux infrastructures.

Les récents progrès accomplis n'empêchent pas qu'on pourrait aller plus loin, même si cela peut dépendre de la disponibilité des données. Il faudrait disposer de données détaillées sur le prix des intrants au niveau sectoriel pour pouvoir appliquer à des secteurs autres que le secteur manufacturier les approches adoptées dans des études récentes de fonction de coût. Une autre méthode à explorer est la modélisation des débordements transfrontaliers dans un cadre d'équilibre général qui prenne en compte les consommateurs et les entreprises.

Je commencerai ici par introduire et justifier la nécessité d'intégrer les effets économiques au sens large des infrastructures de transport dans les études des impacts du capital d'infrastructures publiques. Dans le contexte du présent document, l'expression effets « au sens large » signifie les avantages obtenus au-delà de la région géographique dans laquelle l'investissement est entrepris. Je décrirai ensuite plusieurs techniques utilisées dans la littérature pour mesurer ces avantages « au sens large » (ou effets de débordement positifs) en précisant en quoi elles diffèrent des méthodes de mesure des avantages à l'échelon local, pour une série de types d'infrastructures de transport en général. Ces techniques incluent les débordements (ou décalages) spatiaux et l'autocorrélation spatiale, qu'on peut traiter avec les outils empiriques de l'économétrie spatiale. Je décrirai ensuite les résultats d'un certain nombre d'études de la littérature sur les autoroutes, les aéroports, les ports, et diverses combinaisons de plusieurs types d'infrastructures de transport. Enfin, j'aborderai les prolongements et les travaux futurs possibles dans ce domaine, y compris les recherches en cours et les sources de données qui pourraient être utiles pour examiner ces questions.

2. JUSTIFICATION

Le recours aux principes économiques (l'analyse de l'offre et de la demande) est éclairant pour justifier l'étude des effets de débordements des infrastructures de transport. Considérons une entreprise manufacturière moyenne à New York. La quantité de biens produits par cette entreprise à l'équilibre est donnée par l'intersection de ses courbes d'offre et demande. Quels sont les facteurs qui entraîneront un déplacement de ces courbes ? En ce qui concerne la courbe de l'offre, il pourra s'agir d'une baisse du coût des « intrants » (comme les salaires, ou le coût des machines ou des équipements privés), toutes choses restant constantes par ailleurs. Une autre cause potentielle de déplacement de l'offre est l'apparition d'un progrès technique. Enfin, une « retombée » positive (ou débordement positif) peut déplacer la courbe de l'offre vers la droite.

Un débordement positif a lieu quand les actions d'autres agents procurent des avantages à un individu qui ne fournit lui-même aucune compensation pour les avoir reçus. Par exemple, l'amélioration du réseau routier du Connecticut pourra faire diminuer le temps de trajet des salariés allant du Connecticut à New York pour y travailler, ce qui devrait faire augmenter la productivité des travailleurs à New York. De façon analogue, on escomptera une baisse du coût de transport de biens à partir de New York, si le Connecticut améliore son réseau routier, et c'est là un autre biais par lequel cette amélioration aura des effets de débordement positifs pour les entreprises de New York. La différence essentielle entre les routes du Connecticut et celles de New York est que les routes du Connecticut peuvent ne pas être financées par les entreprises de New York. Même si le Gouvernement fédéral finance une partie des infrastructures autoroutières, les routes des États sont financées en grande partie (indirectement) par les résidents et les entreprises, et non par les habitants d'autres États qui les empruntent régulièrement.

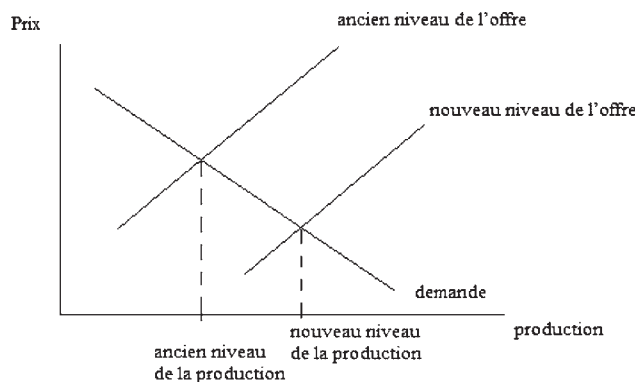
Par conséquent, quand le Connecticut augmente son stock d'infrastructures publiques, il déplace la courbe de l'offre des entreprises de New York vers la droite (voir Graphique 1). Le nouveau niveau d'équilibre de la production à New York est maintenant supérieur à ce qu'il était auparavant. Dans notre analyse, le nombre de travailleurs employés à New York reste inchangé, ce qui fait que la production par travailleur, ou productivité, augmente.

Les chercheurs emploient implicitement un raisonnement analogue pour expliquer l'impact qu'ont les infrastructures publiques dans une région géographique particulière sans tenir compte de l'impact des débordements transfrontaliers. La littérature consacrée aux infrastructures publiques se préoccupe donc souvent de déterminer l'accroissement de la productivité quand le stock d'infrastructures publiques augmente. En d'autres termes, quelle est l'ampleur du déplacement de la courbe de l'offre ainsi que du changement de production concerné quand le stock d'infrastructures publiques augmente ?

Les travaux empiriques se sont d'abord concentrés sur des données nationales avec l'approche par la fonction de production d'Aschauer (1989). Cette étude a constaté que l'effet des infrastructures sur la productivité était considérable. Des études postérieures, comme celle de Munnel (1990), ont évalué des données au niveau des États (Munnel), puis ont porté sur l'impact des infrastructures en terme de coûts (Morrison et Schwartz, 1996 ; Nadiri et Mameanus, 1994). Ces travaux ultérieurs ont obtenu un éventail d'élasticités des infrastructures plus raisonnable que les conclusions initiales d'Aschauer. Les résultats des études de fonction de coût ne sont pas directement comparables aux études antérieures de fonction de production, mais on pense que les résultats des deux types de fonctions devraient être à peu près en phase.

La plupart des ces études négligent toutefois un aspect important des infrastructures publiques. La structure en réseau de nombreux types d'infrastructures publiques pourrait impliquer qu'elles confèrent des avantages aux individus au-delà de L'État ou de la localité où se situe l'infrastructure. Par ailleurs,

Graphique 1. Évolution de la production d'équilibre après augmentation du stock d'infrastructures publiques d'une localité voisine

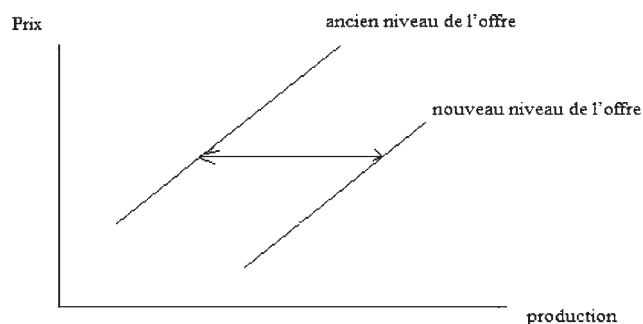


l'amélioration des infrastructures dans un territoire donné peut aider les entreprises des localités voisines à détourner les ressources les plus productives, ce qui peut être préjudiciable aux entreprises du territoire dont les infrastructures ont été améliorées. Ces effets de réseau (positifs et négatifs) pourraient avoir des conséquences importantes pour les élasticités des infrastructures, conséquences qu'il serait opportun d'examiner dans des études sur les infrastructures au niveau de l'État ou du comté. Le présent document porte surtout sur la recherche, menée en grande partie depuis la fin des années 90, sur les effets de débordement spatial du capital d'infrastructures publiques.

Il est à noter à ce stade que la plupart des études sur la productivité des infrastructures s'inscrivent dans un contexte d'équilibre partiel. Haughwout (2002) constitue une exception en la matière. Il effectue des estimations sur un modèle d'équilibre général de la production et de la consommation, où les infrastructures publiques sont un bien public local pour plusieurs grandes villes des États-Unis. Il observe que les infrastructures publiques sont bénéfiques pour les entreprises et les consommateurs, mais qu'une importante expansion du capital d'infrastructures serait dommageable pour eux. Toutefois, le modèle de Haughwout n'intègre pas les effets de débordement spatial entre villes des infrastructures publiques, alors qu'il serait opportun d'estimer les avantages nets de ce type de modèle de débordement dans un cadre d'équilibre général.

Contrairement à celle de Haughwout, la plupart des études s'inscrivant dans un contexte d'équilibre partiel ne tiennent pas compte de l'impact de la courbe de demande sur les modifications de l'équilibre de la production provenant des infrastructures publiques. En d'autres termes, les chercheurs se préoccupent en fait de l'amplitude du déplacement de la courbe de l'offre vers la droite du fait de l'amélioration des infrastructures publiques (Graphique 2), par comparaison avec le changement du niveau d'équilibre de la production résultant du déplacement de la courbe d'offre (Graphique 1). Cela revient à supposer que la courbe de la demande est plate. Il peut ainsi y avoir une surestimation de l'impact des infrastructures publiques dans les études impliquant un équilibre partiel, si l'on suppose que la « vraie » courbe de demande privée descend vers le bas. Un autre domaine que les recherches consacrées aux infrastructures auraient avantage à approfondir concerne les avantages au sens large conférés à d'autres secteurs, traités par Lakshmanan *et al.* (2007). Les études qui ne tiennent pas compte de ces avantages peuvent sous-estimer l'impact des investissements dans les infrastructures publiques. Au total, l'effet net est inconnu, mais il faudrait le déterminer de manière empirique. La description de modèles sous-tendus par cette approche d'équilibre général dépasse l'objet du présent document, mais ils sont intéressants et le lecteur est invité à se reporter à Lakshmanan *et al.* (2007) pour plus de précisions.

Graphique 2. **Évolution de l'offre après augmentation du stock d'infrastructures publiques d'une localité voisine**



3. CONTEXTE GÉNÉRAL

Les chercheurs emploient au moins deux méthodes pour essayer de quantifier les changements de productivité dus à une augmentation des investissements dans les infrastructures des territoires administratifs voisins d'un territoire donné. L'une est l'approche par la fonction de production, qui intègre le stock d'infrastructures des territoires voisins comme un facteur de « déplacement » de la fonction de production. Cette méthode nécessite des données de panel (données transversales et séries chronologiques) sur la quantité de production (Y), la main-d'œuvre (L), d'autres facteurs « variables » comme les produits bruts (M), le stock de facteurs fixes comme les stocks de capital privé (K), et des mesures des stocks de capital public pour la localité (I) et la localité voisine (G).

La fonction de production des premières études sur les infrastructures qui ne tiennent pas compte des débordements territoriaux pourrait s'écrire (en notation vectorielle) comme le produit de deux fonctions :

$$Y = h(I) f(K, L, M) + u, \quad (1)$$

où u est un terme d'erreur stochastique, en général implicitement supposé avoir les propriétés désirables d'une moyenne nulle, d'une variance constante et d'une corrélation nulle entre observations. Des violations de la dernière de ces hypothèses peuvent produire des estimations inefficaces des paramètres, auquel cas leur signification statistique sera sous-estimée. La partie consacrée à l'autocorrélation spatiale ci-dessous traitera ce problème éventuel. La fonction de production de l'équation (1) tient compte du fait que les infrastructures déplacent cette fonction.

Les études de fonction de production plus récentes qui intègrent les débordements spatiaux entre territoires (comme Boarnet, 1998) font intervenir une fonction de production plus générale, telle que :

$$Y = h(I, G) f(K, L, M) + u \quad (2)$$

Dans cette spécification, les infrastructures du territoire et des territoires voisins peuvent induire un déplacement de la fonction de production.

Une autre méthode, souvent qualifiée d'approche par la fonction de coût, repose sur la théorie de la dualité. Cette théorie (Varian, 1992) nous dit que si nous supposons que les entreprises minimisent leurs coûts, cette minimisation des coûts représente essentiellement le même problème que la maximisation des profits (qui se fonde sur la fonction de production). L'approche par la fonction de coût est attirante, car elle intègre un comportement d'optimisation de la part des entreprises, et elle estime une fonction de coût implicite de forme réduite. Cette approche nécessite des informations sur le prix des facteurs (comme P_{LP} , le salaire des travailleurs pour la production ; P_{LN} , celui des travailleurs hors production ; et P_M , le prix des matières premières) ; le stock de facteurs fixes (comme le capital privé K) et leur prix associés (P_K) ; la production (Y) ; et des mesures séparées des stocks d'infrastructures du territoire étudié (I) et des autres territoires (G). Le modèle de fonction de coût total (TC) qui ne tient pas compte des effets de débordements entre territoires des infrastructures (comme celui de Morrison et Schwartz, 1996) peut s'écrire de la façon suivante :

$$TC = VC(Y, P_{LP}, P_{LN}, P_M, K, I, t) + P_K K + u, \quad (3)$$

où $VC(\cdot)$ est la fonction de coût variable et t est un compteur de « temps » représentant le passage du temps.

L'incorporation, des infrastructures des territoires voisins (G), comme dans Cohen et Morrison Paul (2004), donne :

$$TC = VC(Y, P_{LP}, P_{LN}, P_M, K, I, G, t) + P_K K + u \quad (4)$$

Une règle utile (appelée le lemme de Shepard), qui est un cas spécial du théorème de l'enveloppe (voir Varian, 1992), énonce que la dérivée de VC par rapport à chacun des prix des intrants donne une fonction de la demande de cet intrant particulier. Par exemple, pour la main-d'œuvre pour la production (L_p),

$$LP = \partial VC(\cdot) / \partial P_{LP} \quad (5)$$

Les méthodes de la fonction de coût et de la fonction de production font intervenir l'analyse de régression pour estimer les paramètres permettant d'obtenir l'élasticité des variables des infrastructures. L'approche par la fonction de coût implique de dériver une fonction de demande d'intrant similaire à (5) pour chacun des facteurs variables et d'ajouter à chacune de ces équations un terme d'erreur stochastique. On estime ensemble ces demandes d'intrants et la fonction de coût variable par la méthode SUR (*Seemingly Unrelated Regression*).

Lorsqu'on veut évaluer les débordements positifs, la méthode de la fonction de production sert à obtenir des estimations de l'élasticité de la production par rapport aux infrastructures des territoires voisins :

$$\varepsilon_{Y,G} = [\partial Y / \partial G][G/Y] \quad (6)$$

L'analyse en termes de fonction de coût visera, pour évaluer les avantages au sens large des infrastructures, à estimer l'élasticité des coûts variables par rapport aux infrastructures des territoires voisins :

$$\varepsilon_{VC,G} = [\partial VC / \partial G][G/VC] \quad (7)$$

Quand les chercheurs comparent les résultats des études de fonction de production avec ceux des fonctions de coût, ils tendent à comparer les élasticités (6) et (7) respectivement. Cette comparaison n'est toutefois pas tout à fait valable dans la mesure où (6) montre l'impact des infrastructures des territoires voisins sur la production, alors que (7) montre les effets de ces infrastructures sur les coûts variables.

On peut aussi écrire (7) comme la valeur « hypothétique » des stocks d'infrastructures publiques des localités voisines (Z_G), car elle révèle la façon dont les infrastructures des localités voisines affectent les coûts variables d'une localité :

$$Z_G = [\partial VC / \partial G] \quad (8)$$

Si $Z_G < 0$, les infrastructures publiques des territoires voisins peuvent être considérées comme créatrices de « valeur » pour les entreprises d'un territoire donné dans la mesure où les coûts variables baissent, lorsque le stock d'infrastructures publiques des territoires voisins augmente.

La méthode de la fonction de coût permet aussi un examen d'autres élasticités révélatrices qui donneront des informations sur les avantages au sens large des infrastructures publiques. Par exemple, l'élasticité de la demande de main-d'œuvre par rapport aux infrastructures des territoires voisins, qui est, pour la main-d'œuvre affectée à la production (LP) (à partir des résultats de l'équation (5), fondée sur le lemme de Shepard) :

$$\varepsilon_{LP,G} = \partial L_p / \partial G = \partial(\partial VC(\cdot)) / \partial P_{LP} \partial G \quad (9)$$

Et l'élasticité de la valeur « hypothétique » des infrastructures des territoires voisins par rapport à celles d'un territoire donné s'écrit :

$$\varepsilon_{G,I} = [\partial Z_G / \partial I][I/Z_G] \quad (10)$$

Cette élasticité de la valeur hypothétique (10) est utile pour déterminer, si les infrastructures des territoires voisins d'un territoire donné sont des substituts du stock d'infrastructures de ce territoire, ou si elles lui sont complémentaires. Si l'augmentation du stock d'infrastructures d'un territoire donné fait monter la valeur des infrastructures des territoires voisins, ces infrastructures sont complémentaires. À l'inverse, si l'augmentation du stock d'infrastructures d'un territoire donné fait baisser la valeur des infrastructures des territoires voisins, elles sont des substituts les unes des autres. L'élasticité trouvée peut avoir d'importantes implications pour les politiques de coordination des infrastructures régionales.

L'estimation de ces élasticités étant clairement un objectif de l'analyse, une question importante sera de savoir comment construire les stocks d'infrastructures « voisines », de tester et éventuellement d'adapter le modèle pour l'autocorrélation spatiale, et d'estimer les équations qui en résulteront. Tel est le sujet de la section qui va suivre sur l'économétrie spatiale.

4. L'ÉCONOMÉTRIE SPATIALE

L'économétrie spatiale (Cliff et Ord, 1981, Anselin, 1981) connaît une vogue croissante depuis 25 ans mais n'a été appliquée que récemment au domaine des études sur les infrastructures. L'économétrie spatiale a deux aspects, communément appelés autocorrélation spatiale et décalages spatiaux (Kelejian et Prucha, 1999).

4.1. L'autocorrélation spatiale

L'autocorrélation spatiale intervient quand le terme d'erreur d'une localité dans la régression dépend des chocs ou des innovations des localités « voisines », au lieu d'être normalement distribué avec une moyenne nulle, une variance constante et des covariances nulles dans le temps et l'espace. L'autocorrélation spatiale implique des interdépendances entre différentes localités et les chercheurs peuvent généralement la prendre en compte après avoir appliqué une procédure générant une estimation de son amplitude. Le mot « voisines » est entre guillemets, parce qu'il n'implique pas nécessairement la contiguïté géographique. Il pourrait impliquer que des localités sont semblables (ou dissemblables) sur d'autres points, comme le revenu moyen des résidents, le volume du commerce entre les différentes localités ou d'autres caractéristiques démographiques.

Mathématiquement, l'autocorrélation spatiale est représentée sous la forme suivante :

$$u_i = \lambda \sum_j w_{ij} u_j + \gamma_i \quad (11)$$

ou, en notation vectorielle,

$$u = \lambda Wu + \gamma \quad (11')$$

Dans l'équation (11), u_i est le terme d'erreur pour la localité i , λ est le coefficient d'autocorrélation spatiale, w_{ij} est le poids que le terme d'erreur de la localité j a sur celui de la localité i (noté W en notation matricielle), et γ_i est le terme d'erreur de la localité i doté des propriétés « désirables » (décrites plus loin). Selon la méthode d'estimation de λ , les chercheurs attribuent des hypothèses différentes à la distribution de γ_i . La méthode des moments généralisés (GM) de Kelejian et Prucha (1999) suppose que γ_i est indépendamment et identiquement distribué avec une moyenne nulle, une variance constante et des covariances nulles entre observations. L'autre méthode communément adoptée, connue sous le nom d'estimation du maximum de

vraisemblance (ML) (Anselin, 1981), suppose la normalité de γ_i , ainsi que les mêmes hypothèses de moyenne nulle, de variance constante et de covariances nulles.

Avant de pouvoir procéder à l'estimation, les chercheurs doivent choisir les spécifications des pondérations spatiales w_{ij} . Une méthode courante consiste à choisir des pondérations de contiguïté par lesquelles tous les territoires qui sont contigus à un territoire donné sont pondérés de façon égale. En d'autres termes,

$$\begin{aligned} w_{ij} &= 1/c \text{ si } j \text{ est contigu à } i \\ &= 0 \text{ dans le cas contraire,} \end{aligned} \quad (12)$$

où c est le nombre total des territoires contigus à i .

D'autres approches, comme celle de Boarnet (1998), spécifient des structures de pondération spatiale plus compliquées. En voici un exemple courant :

$$w_{ij} = [1/|D_i - D_j|] / [1/\sum_j |D_i - D_j|] \quad (13)$$

Dans cette spécification des pondérations, D_i et D_j peuvent représenter des variables démographiques, comme la population, le revenu par habitant ou autres (Boarnet, 1998). Intuitivement, cela donne plus de poids aux territoires qui sont « semblables » entre eux et moins à ceux qui sont « dissemblables ». Comme deux territoires (i et j) semblables en termes d'informations démographiques auront des valeurs de D_i et D_j relativement proches, l'inverse de la valeur absolue de leur différence sera un nombre élevé, donc le territoire j aura un plus grand poids sur le territoire i . Le terme impliquant l'addition dans le dénominateur est une normalisation garantissant que $\sum_j w_{ij} = 1$.

L'étape qui suit la spécification des pondérations spatiales est l'estimation. Les chercheurs estiment souvent la fonction de production ou la fonction de coût (avec les équations associées de demande d'intrants) et effectuent un test d'autocorrélation spatiale (comme le test I de Moran). L'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale étant supposée rejetée, l'étape suivante sera de trouver la méthode d'estimation appropriée de λ . Une méthode consistera à tester si les résidus ajustés sont normalement distribués, à l'aide d'un test de normalité (comme celui de Jarque-Bera). Si la normalité est rejetée, on adoptera la méthode des moments généralisés pour estimer de façon appropriée λ , ou sinon la méthode d'estimation du maximum de vraisemblance. Finalement, après avoir obtenu une estimation de λ , on utilisera cette estimation pour opérer une transformation spatiale de Cochrane-Orcutt (analogue à une transformation de Cochrane-Orcutt pour les séries chronologiques) avant d'estimer de nouveau le système une fois transformé.

Pour démontrer ce processus, considérons la fonction de production $Y = h(I,G)f(K,L)$, que nous réécrivons comme suit :

$$Y = X\beta + u, \quad (14)$$

où X représente une matrice des variables explicatives (I,G,K,L), β est un vecteur de paramètres à estimer (et à employer ensuite pour obtenir les élasticités des infrastructures), et u est tel que représenté dans le processus d'erreur d'autocorrélation spatiale décrit plus haut en (11'). Le développement de l'équation (14) à l'aide de l'équation (11') donne :

$$Y = X\beta + \lambda Wu + \gamma \quad (15)$$

Et, puisque nous pouvons réécrire l'équation de la fonction de production comme suit :

$$u = Y - X\beta, \quad (14')$$

la multiplication des deux côtés par λW donne :

$$\lambda W u = \lambda W Y - \lambda W X \beta, \quad (14'')$$

Et, en intégrant ce résultat dans l'équation (15) ci-dessus,

$$Y = X\beta + \lambda W Y - \lambda W X \beta + \gamma \quad (15')$$

on réécrit:

$$Y - \lambda W Y = X\beta - \lambda W X \beta + \gamma \quad (15'')$$

ou

$$Y^* = (X^*) \beta + \gamma \quad (16)$$

où $Y^* \equiv Y [I_N - \lambda W]$,

$$X^* \equiv X [I_N - \lambda W]$$

et I_N est une matrice d'identité de N par N (où N est le nombre d'observations de l'échantillon).

Une fois qu'on a obtenu des estimations de paramètres pour λ et qu'on les a intégrées dans l'équation (16) ci-dessus, l'équation d'estimation qui en résulte a un terme d'erreur (γ) qui ne présente pas d'autocorrélation spatiale et qui livre donc des estimations de paramètres efficaces pour l'élasticité de la production ou celle des coûts par rapport aux infrastructures (qu'elles soient situées dans le territoire étudié ou dans les territoires voisins).

Il existe un certain nombre de raisons réelles ou potentielles pour lesquelles on peut penser qu'un modèle va présenter une autocorrélation spatiale. Cela peut tenir à l'omission de variables qui varient de façon spatiale, à des décisions dans un territoire pouvant être prises pour des entités situées dans d'autres territoires, voire à des chocs communs qui débordent au-delà des limites géographiques. On peut en citer comme exemple les aléas climatiques et leur impact sur les coûts ou les processus de production des entreprises. Un « choc » climatique (comme une tempête ou un épisode de canicule) frappant certains États et y ayant un impact sur la production ou les coûts pourra avoir un effet de débordement sur un État voisin. Il peut ainsi exister une certaine persistance sur l'espace géographique qui peut induire une autocorrélation spatiale.

Le fait d'ignorer l'autocorrélation spatiale peut entraîner des estimations de paramètres avec des erreurs types plus fortes qu'en l'absence d'autocorrélation spatiale. Ces erreurs types plus fortes peuvent réduire de façon indue les statistiques t. En d'autres termes, l'absence de prise en compte d'une autocorrélation spatiale significative peut avoir un impact sur le test des hypothèses, car les chercheurs peuvent ne pas rejeter une hypothèse nulle qui soit en fait une hypothèse vraie. Dans le contexte des infrastructures, ignorer l'autocorrélation spatiale peut conduire les chercheurs à accepter de façon erronée une hypothèse nulle selon laquelle l'élasticité des infrastructures est égale à zéro.

Une des premières études connues sur les infrastructures ayant traité de l'autocorrélation spatiale est Kelejian et Robinson (1997). Ces auteurs estiment une fonction de production de Cobb-Douglas et intègrent un ajustement d'autocorrélation spatiale dans leur modèle tout en prenant soin d'essayer de nombreuses autres spécifications. Ils observent qu'il peut y avoir une large gamme d'estimations des élasticités des infrastructures, selon la spécification économétrique employée par les chercheurs.

Deux études postérieures obtiennent des preuves moins convaincantes de la présence d'une autocorrélation spatiale. Holtz-Eakin et Schwartz (1995) testent ainsi l'autocorrélation spatiale, mais ne trouvent pas de

preuve de sa présence dans leur modèle. Boarnet (1998) ne trouve pas de preuve que la prise en compte de l'autocorrélation spatiale affecte le signe et la signification des estimations des élasticités des infrastructures de son modèle.

La forme d'autocorrélation spatiale de l'équation (11) est analogue à un processus autorégressif de série chronologique de premier ordre. Tout comme les publications économétriques font état de processus de séries chronologiques plus compliqués, celles qui sont consacrées aux infrastructures présentent maintenant des processus spatiaux plus compliqués pour tenir compte de formes plus générales d'autocorrélation spatiale. Cohen et Morrison Paul (2007) traitent le problème de l'autocorrélation spatiale d'un ordre plus élevé dans le contexte de l'évaluation des impacts des infrastructures de transport sur les coûts de fabrication. Ils envisagent des formes de processus spatial plus générales, comme :

$$u_i = \sum_m \lambda_m \sum_j w_{m,i,j} u_j + \gamma_i \quad (17)$$

où m représente l'« ordre » conféré au voisin. L'équation (17) est semblable à l'équation (11) mais plus générale qu'elle, puisque $w_{m,i,j}$ représente le poids que l'État j a sur l'État i dans la zone voisine m . Et λ_m est le paramètre d'autocorrélation spatiale pour l'impact de la moyenne pondérée des erreurs dans la zone voisine m sur le terme d'erreur de l'État i . Pour prendre un exemple au niveau des États en employant des matrices de pondération de la contiguïté, New York, le Connecticut, Rhode Island, le New Hampshire, et le Vermont sont des voisins de premier ordre ($m=1$) pour le Massachusetts ; le New Jersey, le Maine et la Pennsylvanie sont des voisins de second ordre ($m=2$) pour cet État, etc. Une telle structure d'erreur tient compte d'interactions plus complexes entre termes d'erreur pour les États (ou autres unités géographiques), de sorte que, dans l'exemple précédent, des chocs touchant le New Jersey, le Maine et la Pennsylvanie pourraient déborder sur le Massachusetts, alors que ce ne serait pas le cas avec la matrice de voisinage contigu de premier ordre. Du fait qu'on attribue un coefficient d'autocorrélation spatiale distinct à des voisins d'ordre différent, les modèles d'autocorrélation spatiale d'ordre plus élevé peuvent montrer que les chocs touchant les voisins de premier et de second ordre du Massachusetts ont sur cet État des impacts différents. Cette structure d'erreur peut être préférable à une approche où toutes les autres unités sont voisines à des degrés variables, mais avec le même coefficient d'autocorrélation spatiale. Avec une autocorrélation spatiale d'ordre plus élevé, on peut vérifier si l'impact de l'autocorrélation se dissipe (voire disparaît) au-delà d'une certaine distance, au lieu d'imposer un seuil de distance lorsqu'on inclut les voisins dans la moyenne pondérée.

Pour déterminer le nombre approprié de voisins (m), Cohen et Morrison Paul (2007) appliquent de la façon suivante une variante du test de Kelejian et Robinson (1992) d'autocorrélation spatiale. Ils commencent par rechercher une autocorrélation spatiale de premier ordre. S'ils en trouvent une preuve, ils recherchent une autocorrélation spatiale de second ordre et, dans le cas contraire, ils s'en tiennent là. S'ils trouvent une autocorrélation spatiale de second ordre, ils cherchent une autocorrélation spatiale de troisième ordre et dans le cas contraire, ils s'en tiennent là. Ils effectuent ces tests séparément sur chacune des équations de l'estimation (le coût variable et la demande des trois intrants). Ils trouvent une preuve de la présence d'une autocorrélation spatiale de premier ordre dans l'équation de demande de main-d'œuvre hors production ; d'une autocorrélation spatiale de second ordre dans les équations de demande de produits bruts et de coût variable ; et d'une autocorrélation spatiale de troisième ordre dans l'équation de demande de main-d'œuvre pour la production. Ils estiment les coefficients d'autocorrélation spatiale pour chaque équation avec la méthode des moments généralisés de Kelejian et Prucha (2004) pour les systèmes d'équations, puis utilisent ces estimations pour opérer une transformation spatiale de Cochrane-Orcutt sur chaque équation, avant d'estimer le système transformé pour obtenir des estimations de paramètres cohérentes.

Cohen et Morrison Paul (2007) constatent que l'amplitude des coefficients d'autocorrélation spatiale diminue pour chaque équation lorsque la grandeur de l'ordre des États voisins augmente. En d'autres termes, l'impact d'une « zone » de termes d'erreurs des États voisins sur le terme d'erreur d'un État donné est plus élevé pour les États qui en sont des voisins proches et se dissipe pour les zones d'États qui en sont des voisins éloignés.

4.2. Le décalage spatial

Le décalage spatial est l'autre forme de débordements spatiaux qui peut être évaluée à l'aide de l'économétrie spatiale. Un décalage spatial (ou une dépendance spatiale) survient lorsque les « voisins » d'une ou plusieurs variables d'une unité géographique particulière sont inclus comme variables explicatives dans une régression. Ces variables spatialement décalées peuvent l'être vis-à-vis de la variable dépendante, comme dans Boarnet (1998), qui inclut un décalage spatial de la production dans son modèle. Ce décalage spatial est interprété comme la moyenne pondérée de la variable dépendante des autres territoires. Il est également courant pour les chercheurs d'inclure dans leur modèle un décalage spatial d'une ou plusieurs variables autres que la variable dépendante. Cohen et Morrison Paul (2003a, 2004), qui incluent dans leur modèle la moyenne pondérée des aéroports et des autoroutes, respectivement, d'autres États, est un exemple de décalage spatial de ce type que nous décrivons plus loin de façon plus détaillée.

L'équation de régression de fonction de production avec un décalage spatial peut s'écrire comme suit :

$$Y = \rho WY + X\beta + u, \quad (18)$$

où ρ et β sont des paramètres à estimer. Dans cette équation, WY est le décalage spatial, et représente la moyenne pondérée des variables endogènes des autres territoires (soit la production dans le cas de la fonction de production). Dans Boarnet (1998), la variable est la production. Puisque nous savons que Y est corrélé avec le terme d'erreur u , il s'ensuit que WY est aussi corrélé avec u . WY est donc aussi une variable endogène. Dans ce cas, la méthode des moindres carrés ordinaires (OLS) n'est pas la technique d'estimation appropriée. Il faut plutôt employer celle des doubles moindres carrés (2SLS), ou les variables instrumentales (IV) pour estimer l'équation (18). On peut montrer (Kelejian et Prucha, 1998) que X est l'instrument approprié pour lui-même, et WX un instrument pour WY . Il est également possible, mais non nécessaire d'inclure des instruments supplémentaires pour WY , comme WWX , $WWWX$, etc.

Dans les situations où un même modèle présente une variable dépendante spatialement décalée et une autocorrélation spatiale (c'est-à-dire quand l'équation (18) a la structure d'erreur décrite dans l'équation (11')), la procédure d'estimation de λ décrite plus haut est un peu différente. La première étape consiste à estimer l'équation (18) par la méthode des doubles moindres carrés, en utilisant X et WX comme instruments. Dans une seconde étape, on prendra les valeurs ajustées du terme d'erreur u , et on les utilisera dans les procédures des moments généralisés ou du maximum de vraisemblance décrites plus haut pour produire une estimation de λ . Les étapes finales consistent à transformer l'équation (18) avec une transformation spatiale de Cochrane-Orcutt, ajouter l'estimation de λ , et estimer l'équation ou les équations transformée(s) avec la méthode des doubles moindres carrés, en utilisant X et WX comme instruments respectifs pour X et WY . Ce processus donne des estimations de paramètres efficaces de β et ρ , et donc des estimations des élasticités des infrastructures.

Il est également possible de modéliser la dépendance spatiale en incluant des décalages spatiaux ou d'autres variables exogènes dans le modèle. La moyenne pondérée du stock d'infrastructures publiques des autres territoires en est un exemple. Dans une situation de ce type, la fonction de production s'écrit :

$$Y = X\beta + WZ\delta + u, \quad (19)$$

où Z est un sous-ensemble des variables incluses dans X (comme le stock d'infrastructures publiques), et β et δ sont des paramètres à estimer. Il est aussi possible mais non nécessaire d'ajouter au modèle une variable dépendante spatialement décalée. Une fois β et δ estimés, soit par la méthode des moindres carrés ordinaires, soit par la procédure des moindres carrés ordinaires adaptée à l'autocorrélation spatiale, soit encore par celle des doubles moindres carrés (s'il y a une variable dépendante spatialement décalée), il sera possible d'obtenir des indications sur les avantages au sens large des infrastructures. On les évaluera en calculant l'élasticité de la production ($\epsilon_{Y,G}$) ou celle des coûts variables ($\epsilon_{VC,G}$) par rapport aux infrastructures des territoires voisins. Et le fait de déceler une autocorrélation spatiale lors des premières étapes des estimations peut apporter des

informations supplémentaires sur les avantages au sens large des infrastructures en fournissant des précisions sur les innovations qui ont un effet de débordement entre territoires « voisins ».

5. APPLICATIONS

Des études américaines récentes (de fonction de production et de fonction de coût) sur le capital d'infrastructures publiques ont appliqué les notions de décalage spatial et d'autocorrélation spatiale au niveau de l'État et du comté dans le contexte des aéroports, des ports, des autoroutes et des routes. Boarnet (1998) inclut un décalage spatial des variables d'infrastructures publiques (routes et autoroutes) dans son modèle. Il analyse les comtés de Californie avec une fonction de production de Cobb-Douglas, en faisant du stock d'infrastructures d'un comté et de ceux des comtés voisins des variables « libres » qui vont influencer sur la fonction de production. Il essaie également diverses matrices de pondération spatiale, et il trouve des décalages spatiaux significativement négatifs avec les pondérations pour les comtés ayant une densité de population plus proche ($\epsilon_{Y,G} = -0.307$) et pour ceux qui ont des niveaux semblables de revenus par habitant ($\epsilon_{Y,G} = -0.806$). L'amplitude de ces effets semble très élevée, l'impact des infrastructures $\epsilon_{Y,I}$ du comté étant respectivement de 0.268 et de 0.300 pour les pondérations de population et de revenu.

Les résultats de Boarnet prouvent l'existence d'un comportement de « vampirisation ». L'amélioration des infrastructures dans des comtés voisins permettrait aux entreprises de ces comtés de détourner des ressources productives d'un comté donné, y faisant ainsi baisser la productivité. L'étude trouve des éléments montrant que l'amélioration des infrastructures des comtés voisins entraîne une baisse de la production dans un comté donné, en supposant que les travailleurs soient mobiles.

Des études ultérieures de Cohen et Morrison Paul (2003a, 2004) sur les infrastructures au niveau de l'État trouvent des preuves de débordements positifs entre États. Ces études, qui portent respectivement sur les aéroports et les autoroutes, intègrent aussi des ajustements d'autocorrélation spatiale. Leurs auteurs y estiment les équations de fonctions de coût et de demande d'intrants pour le secteur manufacturier des États-Unis, ce qui fait que la totalité des avantages qu'ils trouvent revient à ce secteur particulier.

L'étude de Cohen et Morrison Paul (2003a) se fonde sur la structure en « *hubs and spokes* » (réseaux aéroportuaires en étoile) du réseau de transport aérien des États-Unis. Dans ce système, les compagnies aériennes transportent des passagers et du fret d'aéroports de type « *spoke* » à des plates-formes aéroportuaires (« *hub* »), où les passagers et le fret changent d'avion pour repartir vers leur destination finale. Dans un tel système, un retard en un point nodal quelconque du système peut avoir des effets à l'échelle du système entier en se répercutant sur les vols de correspondance attendant les passagers et le fret à d'autres points nodaux. L'amélioration des infrastructures d'un aéroport particulier peut réduire la congestion du système entier, ce qui diminuera le temps de trajet des voyageurs d'affaire et du fret dans tout le pays. Cette baisse du temps de trajet peut induire une baisse des coûts des entreprises et augmenter la productivité des travailleurs.

L'analyse de Cohen et Paul (2003a) présente la caractéristique distinctive que les avantages externes diffèrent pour les aéroports et pour les autoroutes et les routes. Un aéroport ne peut générer des avantages que s'il y a dans le système un autre nœud où iront atterrir les avions en partance. Les infrastructures routières, au contraire, peuvent procurer des gains avec quelques kilomètres seulement de voie dans une ville. On pourrait donc s'attendre à ce que les avantages extérieurs à l'État soient relativement plus importants pour les

aéroports que ceux des autoroutes dans la mesure où, pour une entreprise, une amélioration des infrastructures dans les aéroports congestionnés d'autres États devrait avoir un impact en matière de réduction des frais de voyage (et donc des coûts) similaire à celui d'une l'amélioration qui aurait eu lieu dans l'aéroport de départ congestionné de l'État où se trouve cette entreprise.

Cohen et Morrison Paul (2003a) estiment une fonction de coût variable au niveau de l'État (exprimée par $VC(\cdot)$ dans l'équation (4) plus haut) et des équations de demande d'intrants similaires à l'équation (5), où I représente le stock d'infrastructures des aéroports de l'État, et G la moyenne pondérée du stock d'infrastructures des aéroports d'autres États. Ils emploient la méthode de régression SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*) pour estimer le système d'équations, et trouvent également que l'application à ce système d'un ajustement d'autocorrélation spatiale fondé sur des estimations de paramètres obtenus avec la méthode des moments généralisés de Kelejian et Prucha (2004) n'affecte pas sensiblement leurs résultats. Ils obtiennent les données qui constituent I en appliquant la méthode de l'inventaire permanent aux données sur les dépenses d'équipement de l'État dans le domaine des transports aériens pour les années 1982-1996. Ils aboutissent à une estimation de la durée de vie moyenne des aéroports de 25 ans, qu'ils multiplient par les dépenses moyennes d'équipement dans le domaine des transports aériens de 1977 à 1981, ce qui leur donne le stock de capital des aéroports de l'année de base. Le taux d'amortissement correspond à l'inverse de la durée de vie estimée de l'aéroport, et le déflateur d'investissement provient du *Rapport économique du Président des États-Unis* de 2000.

Leur variable G est fondée sur l'amplitude de l'interaction entre un État donné et d'autres États. Cette interaction se mesure par le nombre de déplacements individuels en avion entre les États, d'après des données du Bureau des statistiques des transports de 1995. Par exemple, un État de destination (j) recevant moins de voyageurs (a_{ij}) en provenance d'un État de départ (i) qu'un autre État de destination a un poids moindre sur cet État de départ que cet autre État de destination. Ces auteurs définissent le poids qu'a un État de destination donné sur un État individuel i comme :

$$w_{ij} = a_{ij} / \sum_j (a_{ij}) \quad (20)$$

où le terme du dénominateur est tel que w_{ij} est égal à 1 (et w_{ij} représente l'élément (i,j) de la matrice de pondération spatiale W). L'équation (20) représente les pondérations spatiales employées pour opérer un ajustement d'autocorrélation spatiale dans les équations de coût variable et de demande de chaque intrant.

Ils construisent aussi R_j , les ratios du produit brut de l'État (GSP) de l'État i et du produit brut de l'État j pour une année donnée. Ils définissent ensuite les infrastructures moyennes des aéroports « voisins » G_i pour toute année donnée, comme :

$$G_i \equiv \sum_j w_{ij} I_j \cdot R_j, \quad (21)$$

où I_j est le stock d'infrastructures des aéroports de l'État j lors d'une année donnée. R_j est motivé par l'idée qu'on pourrait s'attendre à l'inclusion dans G , pour les petits États (comme Rhode Island), d'un nombre élevé et disproportionné de vols ayant lieu dans les grands États (comme le Texas). La multiplication du stock d'infrastructures (I_j) de chaque État « voisin » par l'inverse de son GSP multiplié par le GSP de l'État i élimine l'effet de taille induit par les grands États voisins.

Cohen et Morrison Paul constatent que beaucoup de grandes plates-formes aéroportuaires aux États-Unis sont plus congestionnées pendant la période de l'échantillon que les autres types d'aéroport. On peut donc penser que l'élasticité des coûts par rapport aux aéroports de l'État étudié et des autres États diffère dans les États ayant au moins une plate-forme aéroportuaire et dans ceux qui n'en ont pas. Les auteurs présentent donc deux ensembles de résultats pour l'élasticité, l'un pour les États dotés de plates-formes aéroportuaires et l'autre pour ceux qui n'en ont pas.

Pour les États dotés de grandes plates-formes aéroportuaires, les valeurs des élasticités $\varepsilon_{vc,I}$ et $\varepsilon_{vc,G}$ sont très semblables et sont significatives, à savoir -0.113 et -0.116 respectivement. Cela implique que, pour un État donné, de meilleures infrastructures d'aéroports dans d'autres États à plates-formes aéroportuaires seront tout aussi efficaces pour réduire les coûts des entreprises manufacturières que l'amélioration de ses propres aéroports. Comme on l'a vu, cela corrobore l'idée que l'amélioration des infrastructures des aéroports aux lieux de départ et de destination devrait induire approximativement le même niveau de gains en termes de réduction des coûts, contrairement à ce qui se passe dans le cas des autoroutes. En d'autres termes, pour les États dotés de grandes plates-formes aéroportuaires, un aéroport extérieur à l'État peut être aussi important que l'aéroport d'origine, parce qu'un voyage suppose un point de départ et un point d'arrivée.

En ce qui concerne l'élasticité par rapport à G de la demande d'intrants pour les États dotés de grandes plates-formes aéroportuaires, la demande de main-d'œuvre pour la production et hors production est négative et significative. Ces résultats impliquent que les deux types de demande de main-d'œuvre dans un État doté de grandes plates-formes aéroportuaires diminueront du fait de l'augmentation des stocks d'infrastructures des aéroports des autres États. Cette réduction du nombre des travailleurs fait que l'augmentation de G entraîne celle du produit marginal de la main-d'œuvre. Les résultats ont la même orientation pour les intrants de matières, alors que l'amplitude de l'effet de G sur la demande de matières est plus faible que l'impact pour les deux types de main-d'œuvre.

Les résultats diffèrent quelque peu pour les États n'ayant pas de grandes plates-formes aéroportuaires. $\varepsilon_{vc,G}$ et $\varepsilon_{vc,I}$ sont négatives et significatives, mais $\varepsilon_{vc,G}$ a une amplitude beaucoup plus forte. Les auteurs expliquent cette différence par le fait que G inclut des États dotés de grandes plates-formes aéroportuaires, dont beaucoup sont congestionnées, alors que I représente les stocks d'infrastructures des aéroports dans les États de départ dépourvus de plates-formes aéroportuaires, qui ne sont en général pas aussi congestionnés. La réduction des coûts liée à l'agrandissement des aéroports d'autres États a une amplitude bien plus forte que celle liée aux grands aéroports des États de départ. De plus, l'élasticité négative et significative des valeurs hypothétiques $\varepsilon_{I,G}$ et $\varepsilon_{G,I}$ implique que G et I sont des substituts l'un de l'autre puisque des augmentations de I entraînent des diminutions de Z_G (et vice-versa pour G et Z_I).

Cohen et Morrison Paul (2004) s'intéressent à l'interdépendance des autoroutes par delà les frontières des États. Ils constatent que l'amplitude et les orientations de ces effets de réseaux sont insaisissables dans les études précédentes sur les infrastructures. Le problème des autoroutes repose sur la possibilité de réduire le temps de trajet des travailleurs des entreprises d'un État donné qui traversent des États voisins pour se rendre à leur lieu de travail et en revenir. Les entreprises obtiennent des gains en termes de réduction des coûts en faisant transiter des matières brutes dans les États voisins dotés d'un stock d'infrastructures améliorées.

Les auteurs estiment une fonction de coût variable pour le secteur manufacturier aux États-Unis analogue à celle de Cohen et Morrison Paul (2003a), sauf que I y représente les infrastructures autoroutières de l'État (prises dans Paul *et al.*, 2001, qui appliquent la méthode de l'inventaire permanent aux données sur l'investissement au niveau de l'État) ; et G est la moyenne pondérée des infrastructures autoroutières des États voisins. Ils calculent les pondérations spatiales w_{ij} comme dans l'équation (20) plus haut, dans laquelle a_{ij} est la valeur moyenne des biens expédiés de l'État i à l'État j , et j représente les États contigus à l'État i . Après avoir défini les pondérations w_{ij} , ils calculent G comme dans l'équation (21).

Le système d'estimation de Cohen et Morrison Paul (2004) se caractérise aussi par la prise en compte d'une autocorrélation spatiale de premier ordre dans les équations de fonction de coût et de demande d'intrants, opérée en juxtaposant une structure d'erreur à chaque équation d'estimation similaire à l'équation (11). Ils estiment une fonction de coût variable généralisée de Leontief, ainsi que des fonctions de demande d'intrants fondées sur l'équation (5) pour la main-d'œuvre pour la production, la main-d'œuvre hors production et les intrants de produits bruts. Ils prennent pour données annuelles celles de l'industrie manufacturière au niveau de

l'État pour la période 1982-1996. Ils trouvent que les paramètres des termes impliquant G sont conjointement significatifs, ce qui justifie l'incorporation des effets de débordement spatial dans le modèle de fonction de coût variable. Ils rejettent aussi l'hypothèse selon laquelle les paramètres de I et G sont conjointement zéro. Ils trouvent que la moyenne de l'élasticité $\varepsilon_{vc,I}$ est égale à -0.230 et est statistiquement significative, alors que la moyenne de $\varepsilon_{vc,G}$, égale à -0.011, ne l'est pas. Le manque de cohérence entre la signification conjointe des termes impliquant G dans les régressions et l'absence de signification de l'élasticité moyenne $\varepsilon_{vc,G}$ peuvent s'expliquer par le mode de calcul de l'erreur type pour $\varepsilon_{vc,G}$. Elle est calculée ici à partir de la moyenne des données de tout l'échantillon.

Les auteurs trouvent également que lorsque les effets spatiaux (G et l'autocorrélation spatiale) ne sont pas reconnus, $\varepsilon_{vc,I}$ n'est que d'environ -0.15, ce dont ils concluent que l'incorporation de G et de l'autocorrélation spatiale augmente la valeur absolue de l'amplitude de l'élasticité des infrastructures de l'État. De plus, l'effet combiné de G et de I est approximativement de -0.24, ce qui représente une amplitude plus élevée d'environ 50 pour cent que dans le cas où on ne prend pas en compte G et l'autocorrélation spatiale. Ils aboutissent à la conclusion que la prise en compte de ces effets spatiaux a un effet substantiel sur les estimations de l'impact en termes de réduction de coûts des infrastructures publiques.

Un des autres résultats de l'étude est que plusieurs intrants (le capital privé, les produits bruts et la main-d'œuvre hors production) sont des substituts de I, alors que la main-d'œuvre pour la production lui est complémentaire. La conclusion que le capital privé et I sont des substituts est cohérente avec d'autres résultats de la littérature sur les infrastructures publiques.

G et les intrants ont des relations quelque peu différentes. Le capital, la main-d'œuvre hors production et celle pour la production sont des substituts de G, tandis que les produits bruts et G sont complémentaires. Cohen et Morrison Paul (2004) constatent que la substituabilité de G et des deux types de main-d'œuvre correspond aux conclusions de Boarnet (1998).

De façon intéressante, Cohen et Morrison Paul (2004) notent des différences dans les élasticités régionales impliquant G. Ils trouvent que $\varepsilon_{vc,G}$ est légèrement positive pour les États du Pacifique, ce qui implique que les infrastructures internes sont plus importantes pour ces États que l'amélioration des infrastructures entre États. Cela peut tenir en partie au fait que la région Pacifique comprend la Californie, qui est un État relativement grand. À l'inverse, $\varepsilon_{vc,G}$ prend la valeur la plus élevée dans les États des montagnes, de l'Ouest, du Nord et du centre. Les auteurs constatent que la faiblesse relative de la population de ces États peut y rendre les autoroutes entre États plus importantes pour les entreprises manufacturières.

Cohen et Monaco (2007) examinent l'impact des ports sur les coûts de fabrication au niveau de l'État. Ils cherchent les effets des ports dans les États (par l'intermédiaire de I) et les effets des ports entre les États (par l'intermédiaire de G) en estimant une fonction de coût variable généralisée de Leontief où I et G sont des facteurs de changement. Ils déterminent les stocks de capital des ports à l'aide de la méthode de l'inventaire permanent pour les données sur les investissements dans les ports au niveau de l'État. Ils incorporent également à leur modèle des variables représentant les infrastructures autoroutières pour tester la complémentarité ou la substituabilité des ports et des autoroutes. Ils testent et prennent en compte l'autocorrélation spatiale dans leur analyse. Les paramètres d'autocorrélation spatiale sont positifs et significatifs, ce qui implique qu'un choc sur les États voisins d'un État donné débordera sur cet État.

En matière d'estimations des élasticités, Cohen et Monaco constatent que le renforcement des infrastructures des ports dans un État y donné fait baisser les coûts variables, l'élasticité de ces coûts étant d'environ -0.04 et statistiquement significative. Les résultats sont très différents pour l'élasticité des coûts variables par rapport aux infrastructures des ports des États voisins. Un renforcement des infrastructures portuaires des États voisins entraîne une hausse des coûts variables dans un État donné. L'élasticité des coûts variables par rapport aux ports des États voisins est de 0.129. Les auteurs affirment que ces résultats entre États sont cohérents avec Boarnet (1998) et impliquent qu'une amélioration des ports des États voisins d'un État donné peut détourner

les travailleurs productifs de cet État, ce qui entraînera une hausse des coûts de fabrication dans cet État. En d'autres termes, l'élasticité positive et significative des infrastructures prouve l'existence de déséconomies d'échelle externes. Pour les entreprises manufacturières d'un État donné, les États voisins ont peut-être trop d'infrastructures portuaires pour la période de l'échantillon et on peut s'attendre à ce qu'une baisse du stock d'infrastructures portuaires des États voisins fasse diminuer les coûts de fabrication de cet État donné.

Cohen et Monaco (2007) observent aussi que l'élasticité de la valeur hypothétique des ports voisins par rapport aux infrastructures des ports d'un État est négative et significative. Ce résultat implique que les États ayant un stock d'infrastructures portuaires en diminution se retrouveront avec des déséconomies d'échelle externes plus grandes du fait de l'amélioration des infrastructures portuaires des États voisins. À l'inverse, ils trouvent que l'élasticité de la valeur hypothétique des ports d'un État donné par rapport au stock de ports des États voisins n'est pas significative, ce qui implique que l'expansion des infrastructures portuaires des États voisins n'a pas d'impact significatif sur la valeur hypothétique des infrastructures portuaires de cet État.

Les élasticités liant les ports et les autoroutes ne livrent pas de relation significative entre la valeur hypothétique des ports (autoroutes) et des autoroutes (ports) supplémentaires. L'élasticité de la valeur hypothétique des ports par rapport aux deux types de main-d'œuvre (pour la production et hors production) est positive. En d'autres termes, le potentiel de réduction des coûts (ou valeur hypothétique) des ports augmente avec le nombre de travailleurs, ce qui implique une certaine complémentarité entre les travailleurs et les ports. Enfin, une fois que l'on a tenu compte du prix de tous les facteurs et d'autres facteurs de changement, la valeur hypothétique des ports augmente avec le temps, comme le montrent le signe et l'aspect significatif de l'élasticité de la valeur hypothétique des ports par rapport au compteur de temps (t).

Les études de fonction de coût que nous avons analysées prennent toutes la forme de la fonction généralisée de Leontief. La majorité des études spatiales de fonction de coût antérieures traitent de l'impact de divers types d'infrastructures sur le secteur manufacturier des États-Unis. Une étude récente de Moreno *et al.* (2004) évalue les effets de débordement pour douze branches manufacturières dans quinze régions espagnoles de 1980 à 1991. Ces auteurs estiment une fonction de coût variable translog pour deux catégories séparées de modèles. Ils qualifient le premier type de modèle, qui inclut la moyenne pondérée de la production d'autres branches et/ou régions géographiques comme intrant externe, de cas « sectoriel ». Ce cas sectoriel s'apparente à l'approche adoptée par Morrison et Siegel (1999), qui intègrent des variables externes de changement dans la fonction de coût pour la production d'autres industries. L'autre groupe de modèles de Moreno *et al.*, dans lequel les auteurs ajoutent des mesures du capital public pour les régions voisines, constitue le cas « régional ». Ils y incluent des mesures du capital public (I) dans une région donnée pour chaque branche, obtenues en répartissant l'ensemble du stock d'infrastructures selon la part de production de chaque branche manufacturière dans la production manufacturière totale. Pour ce cas régional, les auteurs créent une spécification de G qui diffère de celle de l'approche du décalage spatial adoptée par les autres études de fonction de coût décrites plus haut. Dans leur spécification, G est égale à W multiplié par ln(I), où ln(I) représente le logarithme naturel de l'approche du décalage spatial I, et W est une matrice de contiguïté fondée sur les régions géographiques voisines espagnoles. Le capital public total (qui sera appelé ici « T ») est alors supposé être la moyenne géométrique du capital public de la région (I) et de celui des régions voisines (G) :

$$T \equiv I^\theta G^{1-\theta}, \quad (22)$$

où θ est un paramètre entre 0 et 1 à estimer de façon empirique avec le reste de la fonction de coût. Les auteurs font valoir que cette spécification du capital public a pour avantage de tenir compte des complémentarités entre I et G. Elle évite aussi d'avoir à ajouter plusieurs termes d'interaction supplémentaires pour I et pour G, car on a besoin de n'ajouter que les termes d'interaction d'une variable d'infrastructures (T) à la fonction de coût de base. Ils affirment que l'intégration de termes d'interaction minimum atténue les problèmes potentiels de multicollinéarité. Cette approche a toutefois l'inconvénient, dû à l'addition de T, de faire intervenir des techniques de régression non-linéaire pour estimer le modèle.

Moreno *et al.* construisent leur modèle de cas régional en commençant avec un modèle de fonction de coût variable translog contenant les prix des intrants pour la main-d'œuvre et les matières intermédiaires, une mesure de la production, et un facteur fixe pour le capital. Ils effectuent aussi trois tests d'autocorrélation spatiale, dont un présente des preuves significatives de la présence d'une autocorrélation spatiale dans ce modèle de base. Ils ajoutent ensuite le capital public (I), et trouvent que tous les paramètres impliqués avec les termes de I sont conjointement significatifs. Ici encore, ils trouvent des preuves de l'existence d'une autocorrélation spatiale pour cette spécification dans l'un de leurs trois tests. Ils trouvent qu'en moyenne $\varepsilon_{VC,I} = -0.034$ dans toutes les régions espagnoles. Leurs estimations des élasticités de la demande d'intrants impliquent une complémentarité entre la main-d'œuvre et les infrastructures, mais une substituabilité des infrastructures et des matières intermédiaires. Enfin, l'ajout des externalités transrégionales sous la forme de G et de la moyenne pondérée de la production des régions voisines n'apporte pas de preuve d'autocorrélation spatiale, mais ils obtiennent $\theta = 0.58$. Cette valeur de θ (et la valeur associée de $(1-\theta)$) impliquent que G et I sont des déterminants importants des coûts variables et corrobore la présence de réseaux de transport. Mais l'élasticité des coûts variables par rapport à la mesure composite des infrastructures T est maintenant positive, ce qui indique que ces régions espagnoles étaient suréquipées en infrastructures dans les années 80. De plus, l'élasticité de la main-d'œuvre par rapport à la mesure composite des infrastructures T est maintenant négative, ce qui implique que les travailleurs et les infrastructures sont devenus des substituts les uns des autres. En outre, l'élasticité des matières intermédiaires par rapport aux infrastructures change également de signe, ce qu'on interprète comme le fait que ces deux intrants sont maintenant complémentaires. Les auteurs constatent toutefois que la spécification de la matrice de pondération spatiale peut orienter leurs résultats dans le cadre de cette méthode d'estimation, sans pour autant communiquer de résultats de tests opérés avec d'autres matrices de pondération.

En ce qui concerne le cas sectoriel, ils supposent que $\theta = 1$, de sorte qu'ils n'intègrent pas dans le modèle les débordements de capital public entre régions. Ils trouvent d'abord que $\varepsilon_{VC,I} = 0.305$, ce qui indique encore une fois que l'Espagne avait un excès de capital d'infrastructures publiques pendant les années 80. Ils trouvent aussi de fortes preuves d'autocorrélation spatiale entre secteurs (qu'ils appellent « autocorrélation sectorielle ») dans tous les trois tests. Enfin, ils ajoutent la moyenne pondérée de la production des régions voisines comme facteur fixe dans une procédure séparée d'estimation. Ce facteur fixe supplémentaire, ajouté à l'inclusion du capital public (I), élimine complètement toute preuve d'« autocorrélation sectorielle » significative. Les auteurs constatent aussi que l'élasticité moyenne $\varepsilon_{VC,I}$ est égale à -0.341, ce qui implique que le capital d'infrastructures publiques en Espagne procure des gains en termes de réduction des coûts aux entreprises manufacturières de ce pays. Les résultats de leurs deux procédures d'estimation intégrant le capital public pour le cas sectoriel indiquent que la main-d'œuvre et le capital d'infrastructures publiques sont complémentaires, alors que les matières intermédiaires et le capital public sont des substituts.

6. CONCLUSION ET TRAVAUX FUTURS

Les progrès récents de l'économétrie spatiale ont facilité l'analyse des avantages au sens large des infrastructures publiques. Les chercheurs ont notamment évalué depuis dix ans les impacts de l'autocorrélation spatiale et du décalage spatial sur les estimations des avantages du capital d'infrastructures publiques. Leurs études portent sur divers modes d'infrastructures de transport, comprenant les autoroutes, les transports aériens et les ports. Elles couvrent les comtés et les États américains, et des régions espagnoles. Elles adoptent la méthode de la fonction de production ou de la fonction de coût et ont livré toute une palette de résultats. Certaines d'entre elles ont trouvé que l'augmentation du capital d'infrastructures entraîne celle de la production et une diminution des coûts alors que d'autres font état de l'inverse. Malgré cette absence

de consensus sur l'impact des infrastructures, l'intégration de mesures des avantages « au sens large » a manifestement amélioré la précision de l'observation des effets des infrastructures par rapport au début des années 90. Les innovations apportées aux outils de l'économétrie spatiale ont aidé à la compréhension dans ce domaine. Les futures recherches devront néanmoins aller plus loin pour améliorer la précision des mesures de l'impact des infrastructures publiques.

On pourrait approfondir ces travaux en utilisant des données manufacturières au niveau de l'entreprise pour estimer l'élasticité des coûts variables par rapport aux infrastructures publiques. Cette analyse désagrégée tiendrait compte de la plus grande hétérogénéité des différents agents, ce qui pourrait produire des résultats différents pour les élasticités des infrastructures. Ces données existent au centre de recherche des données (RDC) des *Census Bureau Research Data Centers* des États-Unis. Elles ne sont pas faciles à obtenir, mais leur richesse potentielle peut justifier l'effort consenti pour y accéder. L'analyse au niveau de l'entreprise a l'avantage éventuel de pouvoir chiffrer en dollars et pour chaque entreprise la réduction des coûts estimée imputable aux infrastructures supplémentaires après avoir estimé les élasticités. Cette méthode pourrait permettre d'innover dans le financement des infrastructures en faisant payer les entreprises d'après les gains qu'elles escomptent (ou ont reçus) du fait de l'amélioration de ces infrastructures.

Parallèlement aux progrès de l'économétrie spatiale depuis 15 ans, on constate que le logiciel de système d'information géographique est de plus en plus prisé et qu'on l'utilise de plus en plus dans les milieux de l'économie. Si son usage s'est généralisé dans d'autres domaines de l'économie, comme dans les études hédoniques des prix des logements, le logiciel SIG pourrait s'avérer très utile dans les études sur les infrastructures. Par exemple, les chercheurs pourraient l'utiliser plus massivement pour générer des pondérations spatiales plus sophistiquées dans leur évaluation des effets de débordement positifs des territoires « voisins ». Élaborer une plus grande variété de pondérations spatiales et estimer la fonction de coût ou la fonction de production pour plusieurs spécifications de pondérations différentes peut constituer un contrôle de robustesse pour la modélisation spatiale.

Une démarche procédant du contrôle de la robustesse de l'utilisation de différentes matrices de pondérations spatiales consiste à intégrer des variations alternatives de la mesure du stock d'infrastructures d'autres localités. Beaucoup d'études calculent G pour une localité particulière comme la moyenne pondérée des infrastructures d'autres localités, et G entre dans l'analyse en tant que facteur de changement distinct. Moreno *et al.* (2004) constitue une exception en utilisant I et G pour dériver une mesure nette des infrastructures, que nous appelons T dans l'équation (22) plus haut. Comme l'ont constaté Moreno *et al.*, l'utilisation de T au lieu de termes séparés pour I et G diminue le nombre de termes d'interaction (et par là, le nombre de paramètres à estimer avec des formes fonctionnelles sophistiquées), bien qu'elle introduise des non-linéarités qui excluent les méthodes classiques d'estimation linéaire. Mais il serait opportun de calculer une mesure composite d'infrastructures de ce type et de contrôler la robustesse des résultats. Cette structure peut avoir l'inconvénient d'imposer des interdépendances supplémentaires entre G et I en l'absence de recherche empirique de ces interrelations par des tests.

S'il existe des études sur l'impact des infrastructures publiques sur les coûts de fabrication impliquant divers modes de transports, comme Cohen et Morrison Paul (2007) pour les aéroports et les autoroutes, et Cohen et Monaco (2007) pour les ports et les autoroutes, une étude intermodale à grande échelle apporterait de nouvelles informations sur la complémentarité ou la substituabilité des différents types d'infrastructures. Une analyse plus détaillée des effets de débordement des transports intermodaux à un niveau désagrégé (le comté), portant sur les ports, les transports ferroviaires et aériens et les autoroutes, permettrait d'intégrer la structure plus complexe des réseaux de transport dans la littérature actuelle.

Autre domaine éventuel de recherche, on pourrait analyser les impacts des infrastructures sur les secteurs autres que la production manufacturière. Cohen et Monaco mènent actuellement des recherches qui explorent l'impact des ports sur les secteurs du textile et des produits de gros à l'échelon des comtés de Californie.

Des études sur d'autres branches, pour d'autres régions et portant sur d'autres types d'infrastructure, pourraient également être instructives.

Outre cette recherche des avantages entre secteurs, une autre possibilité serait d'examiner les impacts de G dans un contexte d'équilibre général comme le fait Haughwout (2002). Il s'agirait d'un modèle où les consommateurs feraient des choix de consommation tout en minimisant leurs dépenses totales et où les infrastructures seraient un facteur de changement exogène. Le modèle aurait en outre une dimension liée à la production, les entreprises choisissant les intrants pour minimiser les coûts de production, et les infrastructures entreraient aussi dans la fonction de coût. Les « infrastructures » pourraient consister ici en I et en G, ce qui fait qu'on pourrait évaluer les impacts des infrastructures sur le bien-être dans un contexte d'équilibre général à partir de leurs effets de débordement, à la fois entre territoires et dans un territoire particulier.

Une autre approche, plus macroéconomique, serait de rechercher les avantages entre pays, comme par exemple les pays européens qui sont très interdépendants, ainsi que les avantages entre les régions à l'intérieur des pays. Cohen et Morrison Paul (2003b) évaluent les effets de débordement de la production entre les pays de l'Union Européenne, mais sans incorporer les infrastructures dans leur modèle. Une autre variante serait de fragmenter G en différentes couches commençant au niveau microéconomique pour atteindre progressivement le niveau d'ensemble. Avec cette approche, les analyses des débordements entre pays ne pourraient pas ne pas détecter les débordements à l'échelle des pays. Les stocks de capital public responsables de ces débordements (G) seraient probablement plus élevés ici, mais cela n'entraîne pas nécessairement que leurs effets positifs le soient également. Le signe des avantages nets dépendrait de celui des élasticités par rapport aux infrastructures d'après l'estimation économétrique du modèle.

Ce serait un exercice complexe que de rassembler un grand nombre de ces idées pour les examiner ensemble. Mais cela constituerait aussi un excellent prélude à l'adoption de modèles d'équilibre général calculable, comme celui que présentent Lakshmanan, *et al.* (2007). Il va sans dire que l'évaluation des avantages au sens large du capital d'infrastructures publiques demandera encore beaucoup de travail.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Anselin, L. (1981), « *Small sample properties of estimators for the linear model with a spatial autoregressive structure in the disturbance* », *Modeling and Simulation* 12, pp. 899-904.
- Aschauer, D.A. (1989), « *Is Public Expenditure Productive?* », *Journal of Monetary Economics*, 23(2), pp. 177-200.
- Boarnet, M.G. (1998), « *Spillovers and the Locational Effects of Public Infrastructure* », *Journal of Regional Science*, 38(3), p. 381-400.
- Cliff, A. et Ord, J. (1981), *Spatial Processes, Models and Applications*, Pion, Londres.
- Cohen, J.P. et K. Monaco (2007), « *Ports and Highways Infrastructure: An Analysis of Intra- and Inter-state Spillovers* », manuscrit.
- Cohen, J.P. et Morrison Paul, C.J. (2007), « *The Impacts of Transportation Infrastructure on Property Values: A Higher-Order Spatial Econometrics Approach* », *Journal of Regional Science* 47(3), pp. 457-478.
- Cohen, J.P. et Morrison Paul, C.J. (2004), « *Public Infrastructure Investment, Interstate Spatial Spillovers, and Manufacturing Costs* », *Review of Economics and Statistics* 86, pp. 551-560.
- Cohen, J.P. et Morrison Paul, C.J. (2003a), « *Airport Infrastructure Spillovers in a Network System* », *Journal of Urban Economics* 54(3), pp. 459-473.
- Cohen, Jeffrey P. et Catherine Morrison Paul (2003b), « *Production Externalities, Integration and Growth: The Case of the European Union 'Single Market'* », *Growth and Development in the Global Economy*, (dir. Harry Bloch.), Edward Elgar Press, chapitre 4, pp. 53-66.
- Haughwout, A. (2002), « *Public Infrastructure Investments, Productivity and Welfare in Fixed Geographic Areas* », *Journal of Public Economics* 83, pp. 405-425.
- Holtz-Eakin, D. et A.E. Schwartz (1995), « *Spatial Productivity Spillovers from Public Infrastructure: Evidence from State Highways* » *International Tax and Public Finance* 2, pp. 459-468.
- Kelejian, H.H. et Prucha, I.R. (2004), « *Estimation of Simultaneous Systems of Spatially Interrelated Cross Sectional Equations* », *Journal of Econometrics* 118, pp. 27-50.
- Kelejian, H.H. et Prucha, I.R. (1999), « *A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model* », *International Economic Review* 40, pp. 509-533.
- Kelejian, H.H. et Prucha, I.R. (1998), « *A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances* », *Journal of Real Estate Finance Economics* 17, pp. 99-121.

- Kelejian, H.H. et Robinson, D. (1992), « *Spatial Autocorrelation: A New Computationally Simple Test With an Application to Per Capital County Police Expenditures* », *Regional Science and Urban Economics* 22, pp. 317-331.
- Kelejian, H.H. et Robinson, D. (1997), « *Infrastructure productivity estimation and its underlying econometric specifications: a sensitivity analysis* », *Papers in Regional Science* 76, pp. 115-131.
- Lakshmanan, T.R., W. Anderson, I. Sue Wing (2007), *Supply and demand side meso effects of infrastructure investments*, manuscrit.
- Moreno, R., E. Lopez-Bazo, E. Vaya, M. Artis (2004), « *External Effects and Costs of Production* », Chapitre 14 in *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools, and Applications* (L. Anselin, 1981, R.J.G.M. Florax, et S.J. Rey, dir.), Springer, Berlin.
- Morrison, C.J. et A.E. Schwartz (1996), « *State Infrastructure and Productive Performance* » *American Economic Review* 86, pp. 1095-1111.
- Morrison, C.J. et D. Siegel, 1999. « *Scale Economies and Industry Agglomeration Externalities: A Dynamic Cost Function Approach* », *American Economic Review* 89, pp. 272-290.
- Munnell, A.H. (1990), « *How Does Public Infrastructure Affect Regional Economic Performance?* » *New England Economic Review*, septembre/octobre, pp. 11-32.
- Nadiri, M.I. et T.P. Mameanus (1994), « *The Effects of Public Infrastructure and R&D Capital on the Cost Structure and Performance of U.S. Manufacturing Industries* », *Review of Economics and Statistics* 76, pp. 22-37.
- Paul, C.J. Morrison, V.E. Ball, R.G. Felthoven, R. Nehring, (2001), « *Public Infrastructure Impacts on U.S. Agricultural Production: A State-Level Panel Analysis of Costs and Netput Composition* », *Public Finance and Management* 1, <http://www.spaef.com>.
- Varian, H. (1992), *Microeconomic Analysis*, troisième édition, W.W. Norton, New York.

LISTE DES PARTICIPANTS

Professor T.R. LAKSHMANAN Director University of Boston Center for Transportation Studies 675 Commonwealth ave., 4th Floor EU- BOSTON, MA 02215 ÉTATS-UNIS	Président
Professor Roger VICKERMAN Director University of Kent Centre for European, Regional and Transport Economics Keynes College GB- CANTERBURY, CT2 7NP ROYAUME-UNI	Rapporteur
Professor Jeffrey P. COHEN University of Hartford Barney School of Business 200 Bloomfield Ave EU-WEST HARTFORD, CT 06117 ÉTATS-UNIS	Rapporteur
Dr. Daniel GRAHAM Senior Research Fellow University of London Centre for Transport Studies Civil and Environmental Engineering Imperial College London GB- LONDON SW7 2BU ROYAUME-UNI	Rapporteur
Prof. Börje JOHANSSON Jönköping University Jönköping International Business School PO Box 1026 S-551 11 JÖNKÖPING SUÈDE	Rapporteur

Professor William P. ANDERSSON
University of Boston
Center for Transportation Studies
675 Commonwealth ave., 4th Floor
EU- BOSTON, MA 02215
ÉTATS-UNIS

Co-Rapporteur

Mr. Ian SUE WING
University of Boston
Center for Transportation Studies
675 Commonwealth ave., 4th Floor
EU- BOSTON, MA 02215
ÉTATS-UNIS

Co-Rapporteur

Mr. Brian Baird ALSTADT
Economist
Economic Development Research Group, Inc.
2 Oliver St, FL9,
EU-BOSTON, MA 02109
ÉTATS-UNIS

Co-Rapporteur

Mr. Glen WEISBROD
Economic Development Research Group, Inc.
2 Oliver St, FL9,
EU-BOSTON, MA 02109
ÉTATS-UNIS

Co-Rapporteur

Prof. Alex ANAS
Professor of Economics
State University of New York at Buffalo
Dept. of Economics
405 Fronczak Hall
EU-AMHERST, NEW YORK 14260
ÉTATS-UNIS

Professor Joseph BERECHMAN
Chairman, Department of Economics
The City College, The City University of New York
160 Convent Ave., NA 5/144
EU-NEW YORK NY 10031
ÉTATS-UNIS

Prof. Dr. Ulrich BLUM
Praesident
Institut für Wirtschaftsforschung Halle
Kleine Märkerstrasse 8
D-06108 HALLE (Saale)
ALLEMAGNE

Professeur Yves CROZET
Laboratoire d'Economie des Transports (LET)
Université Lumière Lyon 2
MRASH
14 avenue Berthelot
F-69363 LYON Cedex 07
FRANCE

Mr. Bruno DE BORGER
University of Antwerp
Prinsstraat 13
B-2000 ANTWERP
BELGIQUE

Mr. Alim DEMCHUK
Head of Department
Ministry of Transport and Communications
Financial Regulations and Social Policy
14 av. Peremogy
UKR-01135 KIEV
UKRAINE

Mr. Andrew HAUGHWOUT
Assistant Vice President
Microeconomic and Regional Studies Function
Federal Reserve Bank of New York
33 Liberty Street
NEW YORK, NY 10045
ÉTATS-UNIS

Mr. Gunnar ISACSSON
TEK/VTI
Box 760
S-781 27 BORLÄNGE
SUÈDE

Mr. Ronald F. KIRBY
Director of Transportation Planning
Metropolitan Washington Council of Governments
777 North Capitol Street, N.E., Suite 300
EU-WASHINGTON, DC 20002-4239
ÉTATS-UNIS

Prof. Kiyoshi KOBAYASHI
Kyoto University
Graduate School of Management
Yoshidahonmachi, Sakyo-ku
J-606-8501 KYOTO
JAPON

Professor Peter MACKIE
University of Leeds
Institute for Transport Studies
36 University Road
GB- LEEDS, LS2 9JT
ROYAUME-UNI

Ms Ganna MAZUR
Deputy Head, Unit for the bilateral cooperation,
CIS Organizations and International Agreements,
Department for Foreign Economic Relations
Ministry of Transport and Communications
14 av. Peremogy
UKR-01135 KIEV
UKRAINE

Professor Michael D. MEYER
Georgia Institute of Technology
School of Civil and Environmental Engineering
790 Atlantic Drive
EU- ATLANTA, Georgia 30332-0355
ÉTATS-UNIS

Professor Catherine J. MORRISON PAUL
University of California, Davis –
Department of Agricultural and Resource Economics
One Shields Avenue
EU- DAVIS, CA 95616
ÉTATS-UNIS

Prof. Jan OOSTERHAVEN
University of Groningen
Faculty of Economics
PO Box 800
NL-9700 AB GRONINGEN
PAYS-BAS

Dr. Wolfgang SCHADE
Sustainability and Infrastructures
Fraunhofer Institute for Systems
And Innovations Research ISI
Breslauer Strasse 48
D-76139 KARLSRUHE
ALLEMAGNE

Mr. Derek SWEET
Transportation Research Board (TRB)
500 5th Street NW
20001 WASHINGTON
ÉTATS-UNIS

Dr. Mary Lynn TISCHER
Director, Commonwealth's Multimodal
Transportation Planning Office
1401 E. Broad Street
EU-RICHMOND, Virginia 23219
ÉTATS-UNIS

Mr. Martin WEISS
Office of Planning, Environment, and Realty
Federal Highway Administration
1200 New Jersey Ave., SE
EU-WASHINGTON, DC 20590
ÉTATS-UNIS

Dr. Karen WHITE
Economist
Federal Highway Administration
1200 New Jersey Avenue, SE, mailstop E83-431
EU- WASHINGTON, DC 20590
ÉTATS-UNIS

**SECRÉTARIAT OCDE-FORUM INTERNATIONAL
SUR LES TRANSPORTS**

CENTRE CONJOINT DE RECHERCHE SUR LES TRANSPORTS

Mr. Stephen PERKINS
Chef du Centre Conjoint de Recherche sur les Transports
2 rue André Pascal
F-75775 PARIS CEDEX 16
FRANCE

Dr. Kurt VAN DENDER
Chef du Centre Conjoint de Recherche sur les Transports
2 rue André Pascal
F-75775 PARIS CEDEX 16
FRANCE

Ms. Françoise ROULLET
Chef du Centre Conjoint de Recherche sur les Transports
2 rue André Pascal
F-75775 PARIS CEDEX 16
FRANCE

ÉGALEMENT DISPONIBLES

Transport et commerce international. Série CEMT – Table Ronde 130ème (2006)
(75 2006 13 2 P1) ISBN 92-821-1340-X

Les transports et la décentralisation. Série CEMT – Table Ronde 131ème (2006)
(75 2006 12 2 P1) ISBN 92-821-1344-2

Investissements en infrastructures de transport et productivité de l'économie. Série CEMT – Table Ronde 132ème (2007)
(74 2007 04 2 P1) ISBN 978-92-821-0126-1

La (dé)réglementation du secteur des taxis. Série CEMT – Table Ronde 133ème (2007)
(74 2007 02 2 P1) ISBN 978-92-821-0116-2

Accès au marché, commerce des services de transport et facilitation des échanges. Série CEMT – Table Ronde 134ème (2007)
(74 2007 05 2 P1) ISBN 978-92-821-0148-3

Tarification des infrastructures de transport et dimensionnement de la capacité : L'autofinancement de l'entretien et de la construction des routes. Série CEMT – Table Ronde 135ème (2007)
(74 2007 01 2 P1) ISBN 978-92-821-0110-0

Estimation et évaluation des coûts de transport. Série CEMT – Table Ronde 136ème (2007)
(74 2007 06 2 P1) ISBN 978-92-821-0153-7

Transport, formes urbaines et croissance économique. Série CEMT – Table Ronde 137ème (2007)
(74 2007 07 2 P1) ISBN 978-92-821-0166-7

Biocarburants : Lier les politiques de soutien aux bilans énergétiques et environnementaux. Série FIT – Table Ronde 138ème (2008)
(75 2008 02 2 P1) ISBN 978-92-82-10181-0

Pétrole et transports : La fin des carburants à prix abordable ? Série FIT – Table Ronde 139ème (2008)
(74 2008 03 2 P1) ISBN 978-92-82-10251-0

Vous pourrez recevoir par email des informations sur les nouvelles publications de l'OCDE en vous inscrivant sur www.oecd.org/OECDdirect

Vous pourrez les commander directement sur www.oecd.org/bookshop

Vous trouverez des informations complémentaires sur le FIT sur www.internationaltransportforum.org

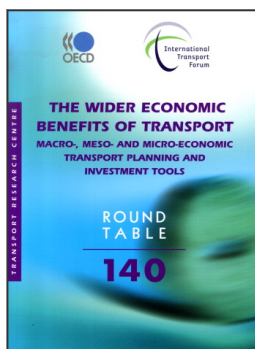
TABLE DES MATIÈRES

SYNTHÈSE DE LA DISCUSSION.....	7
--------------------------------	---

RAPPORTS INTRODUCTIFS:

Évolutions récentes de la recherche sur les avantages économiques généraux des investissements en infrastructures de transport - par Roger VICKERMAN (Canterbury, Royaume-Uni)	31
1. Introduction	35
2. Objet des analyses en matière d'infrastructures.....	36
3. Évaluation des infrastructures au niveau macroéconomique	38
4. Évaluation des infrastructures au niveau du marché.....	43
5. Évaluation microéconomique des infrastructures	46
6. Conclusions et conséquences	48
Avantages économiques plus larges des transports - par T.R. LAKSHMANAN (États-Unis).....	55
1. Introduction et aperçu général.....	59
2. Modélisation macroéconomique des impacts économiques des infrastructures de transport.....	60
3. Enseignements de l'histoire économique.....	65
4. Avantages économiques plus larges des transports : Vue d'ensemble	67
5. Remarques de conclusion.....	70
Les avantages économiques au sens large des investissements dans les infrastructures de transport - par Jeffrey P. COHEN (États-Unis).....	75
1. Introduction.....	80
2. Justification	80
3. Contexte général	83
4. L'Économétrie spatiale.....	85
5. Applications	90
6. Conclusion et travaux futurs	95
Economies d'agglomération et investissements dans les transports - par Daniel J. GRAHAM (Royaume-Uni).....	101
1. Introduction.....	106
2. Economies d'agglomération et investissements dans les transports.....	107
3. Estimer les économies d'agglomération	111
4. Résultats	114
5. Conclusions.....	118

Infrastructures de transport intra- et interurbaines modèles et méthodes d'évaluation - par Börje JOHANSSON (Suède)	127
1. Les réseaux et l'organisation spatiale des économies	132
2. Réseaux de transports et économies d'agglomération	135
3. Infrastructures de transport et nouvelle théorie de la croissance	138
4. Réseaux et accessibilité.....	143
5. Résultats empiriques d'études reposant sur l'accessibilité	150
6. Conclusions et remarques	157
Avantages au sens large des infrastructures de transport - par Ian SUE WING, William P. ANDERSON et T.R. LAKSHMANAN (États-Unis)	163
1. Introduction	168
2. Contexte : Effets économiques au sens large de l'investissement dans les infrastructures	169
3. Méthodes traditionnelles d'évaluation des effets	171
4. Compte-rendu des analyses d'équilibre général sur les encombrements	173
5. Une approche hybride méso-macro	177
6. Discussion et résumé.....	186
Progrès et défis dans l'application de l'analyse économique à la politique des transports : <i>Remarques finales pour la table ronde sur la recherche en matière de programmation et d'outils d'évaluation des infrastructures - par Glen E. WEISBROD et Brian Baird ALSTADT (États-Unis)</i>	199
1. Tendances de la recherche et besoins de l'évaluation des politiques.....	204
2. Que signifient les effets « au sens large » ?	205
3. Classement des modèles économiques prédictifs en matière de transport.....	206
4. Conséquences de la recherche récente pour la modélisation	210
5. Améliorations méthodologiques nécessaires à l'évaluation des politiques	212
LISTE DES PARTICIPANTS.....	217



Extrait de :

The Wider Economic Benefits of Transport Macro-, Meso- and Micro-Economic Transport Planning and Investment Tools

Accéder à cette publication :

<https://doi.org/10.1787/9789282101834-en>

Merci de citer ce chapitre comme suit :

Cohen, Jeffrey P. (2008), « Les avantages économique au sens large des investissements dans les infrastructures de transport », dans Forum International des Transports, *The Wider Economic Benefits of Transport : Macro-, Meso- and Micro-Economic Transport Planning and Investment Tools*, Éditions OCDE, Paris.

DOI: <https://doi.org/10.1787/9789282101865-5-fr>

Cet ouvrage est publié sous la responsabilité du Secrétaire général de l'OCDE. Les opinions et les arguments exprimés ici ne reflètent pas nécessairement les vues officielles des pays membres de l'OCDE.

Ce document et toute carte qu'il peut comprendre sont sans préjudice du statut de tout territoire, de la souveraineté s'exerçant sur ce dernier, du tracé des frontières et limites internationales, et du nom de tout territoire, ville ou région.

Vous êtes autorisés à copier, télécharger ou imprimer du contenu OCDE pour votre utilisation personnelle. Vous pouvez inclure des extraits des publications, des bases de données et produits multimédia de l'OCDE dans vos documents, présentations, blogs, sites Internet et matériel d'enseignement, sous réserve de faire mention de la source OCDE et du copyright. Les demandes pour usage public ou commercial ou de traduction devront être adressées à rights@oecd.org. Les demandes d'autorisation de photocopier une partie de ce contenu à des fins publiques ou commerciales peuvent être obtenues auprès du Copyright Clearance Center (CCC) info@copyright.com ou du Centre français d'exploitation du droit de copie (CFC) contact@cfcopies.com.